



Quelle devrait-être l'allure des distributions de résultats non manipulés ?

Olivier Vidal

► To cite this version:

Olivier Vidal. Quelle devrait-être l'allure des distributions de résultats non manipulés ?. Congrès de l'Association Francophone de Comptabilité 2010, May 2010, Nice, France. hal-00594836

HAL Id: hal-00594836

<https://hal.science/hal-00594836>

Submitted on 21 May 2011

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

QUELLE DEVRAIT ÊTRE L'ALLURE DES DISTRIBUTIONS DE RÉSULTATS NON MANIPULÉS ?

Olivier Vidal

Maître de conférences à l'INTEC du CNAM Paris

olivier.vidal@cnam.fr

Résumé :

Pour affirmer que le nombre d'entreprises faiblement bénéficiaires est anormalement élevé, présumant ainsi des pratiques de gestion du résultat, les chercheurs en comptabilité postulent que l'allure des distributions de résultats publiés devrait être lisse en absence de manipulations. Ce postulat n'a jamais été démontré.

L'article s'appuie sur une expérimentation pour confirmer le bien-fondé de ce postulat. L'article s'interroge également sur l'allure générale que devrait présenter les distributions de résultats non manipulés. Il semblerait que la loi Normale ne soit pas un bon ajusteur de telles distributions. Enfin, les résultats de l'étude mettent en évidence l'existence de manipulations à la baisse de la part des entreprises dont les performances sont supérieures à la moyenne.

Mots clefs :

Gestion du résultat, distribution de résultats, expérimentation, seuil comptable.

Abstract :

In asserting that the number of firms reporting small profits is abnormally high, thus suggesting that earnings management has taken place, accounting researchers assume that the distribution of reported earnings should be smooth for unmanaged earnings. This has never in fact been demonstrated.

This article seeks to confirm this assumption through a laboratory experiment, and also sets out to identify the general distribution pattern to be expected for unmanaged earnings. Normal distribution does not appear to be a good fit. The study's results also highlight the existence of downward management of earnings by firms with higher-than-average profits.

Keywords :

Earnings management, earnings distribution, experiment, accounting threshold.

INTRODUCTION

Depuis la fin des années 1990, un courant de littérature en comptabilité s'est intéressé aux distributions des résultats publiés par les entreprises. On parle également de littérature sur les seuils comptables, ou de gestion du résultat pour atteindre un objectif. En effet, chaque année, les chercheurs estiment que le nombre d'entreprises faiblement bénéficiaires est anormalement élevé, alors que le nombre d'entreprises faiblement déficitaires est anormalement faible. Ce constat conduit à penser qu'un nombre significatif d'entreprises manipulent chaque année leurs comptes pour éviter de publier une perte (Hayn, 1995 ; Burgstahler et Dichev, 1997 ; Degeorge ; Patel et Zeckhauser, 1999). Toutes les études menées depuis lors semblent confirmer ce constat.

Pour parvenir à une telle conclusion, ce courant de littérature s'appuie sur un postulat fondamental concernant l'allure des distributions de résultats : en absence de manipulation, ces distributions devraient être lisses (Burgstahler et Dichev, 1997). Ce postulat n'a jusqu'alors jamais été démontré dans la mesure où, dans la réalité, il est impossible d'observer les résultats non manipulés. Les résultats observés sont les résultats publiés, donc potentiellement manipulés. Les résultats « vrais » ne figurent dans aucune base de données. Le postulat sur l'allure des distributions résulte donc d'un raisonnement déductif. Les chercheurs ne peuvent trouver aucune justification à ce que, en absence de manipulation, les distributions de résultats publiés présentent des discontinuités, notamment autour du résultat nul.

Ce papier présente une étude qui propose, pour la première fois, de démontrer ce postulat empiriquement. Pour cela, l'étude s'appuie sur une démarche de type expérimentale. Des participants sont mis en situation de gérer une entreprise fictive, en concurrence avec d'autres entreprises. Ils prennent des décisions de gestion, mais ne peuvent en aucun cas manipuler les comptes. Une manipulation comptable est en effet une décision prise dans le seul but de modifier le résultat, après que celui-ci ait été calculé ou estimé. Dans le protocole expérimental, les résultats sont calculés de manière totalement impartiale par un logiciel selon des règles communes à toutes les entreprises. Mille six cent vingt résultats annuels sont ainsi analysés. Le premier résultat de cette étude confirme le postulat fondamental et conforte donc l'hypothèse de manipulation des résultats pour éviter de publier des pertes. Des résultats secondaires concernant l'allure des distributions montrent que la loi Normale ne semble pas être pertinente pour traduire les distributions de résultats.

PARTIE 1 : L'ALLURE DES DISTRIBUTIONS DE RÉSULTATS NON MANIPULÉS.

Cette première partie développe une réflexion sur l'allure que devrait présenter les distributions de résultats non manipulés. Elle passe en revue la littérature, relativement réduite, sur le sujet. Elle débouche sur les deux questions de recherche de l'étude.

La littérature sur les seuils comptables s'intéresse aux irrégularités de distribution. Parler d'irrégularités dans une distribution des résultats implique que l'on se réfère, consciemment ou non, à une distribution de référence considérée comme « régulière »¹. En comparant une distribution empirique² à la distribution attendue, il apparaît d'éventuels écarts qui sont interprétés comme étant des irrégularités.

Cependant, il est impossible d'observer des distributions de résultats non manipulés. L'allure de la distribution de référence est donc inconnue. Face à ce problème, les chercheurs ont adopté une démarche prudente conduisant à des mesures non paramétriques des irrégularités. Quelques auteurs font néanmoins référence plus ou moins explicitement à une allure Gaussienne de la loi. Enfin, de rares auteurs ont tenté de mettre en œuvre des démarches paramétriques de mesure, faisant référence explicitement à une loi de distribution.

1.1. Les études qui ne font pas d'hypothèse sur l'allure de la loi

La première approche permettant l'étude des irrégularités dans les distributions de résultats publiés est largement dominante dans la littérature comptable (Burgstahler et Dichev, 1997 ; Degeorge ; Patel et Zeckhauser, 1999 ; Brown, 2001 ; Burgstahler et Eames, 2003 ; Das et Zhang, 2003 ; Dechow ; Richardson et Tuna, 2003 ; Holland et Ramsey, 2003 ; Leuz ; Nanda et Wysocki, 2003 ; McNichols, 2003 ; Bisson ; Dumontier et Janin, 2004 ; Glaum ; Lichtblau et Lindemann, 2004 ; Mard, 2004 ; Brown et Caylor, 2005 ; Coppens et Peek, 2005 ; Burgstahler ; Hail et Leuz, 2006 ; Daske ; Gebhardt et McLeay, 2006 ; Roychowdhury, 2006 ; Beaver ; McNichols et Nelson, 2007). Dans cette approche, dite « non paramétrique », les paramètres de la loi de distribution dans son ensemble sont inconnus. Mais les chercheurs présupposent, quelle que soit cette loi, que la distribution devrait être « lisse³ » en absence de gestion du résultat. Cette approche appelle plusieurs remarques :

- Elle est simple à mettre en œuvre dans la mesure où elle utilise peu l'outil mathématique. Les irrégularités sont mesurées sans référence aux paramètres de la distribution. Elles sont mesurées à partir d'estimations locales, sur la base des effectifs observés des classes encadrant l'intervalle étudié.

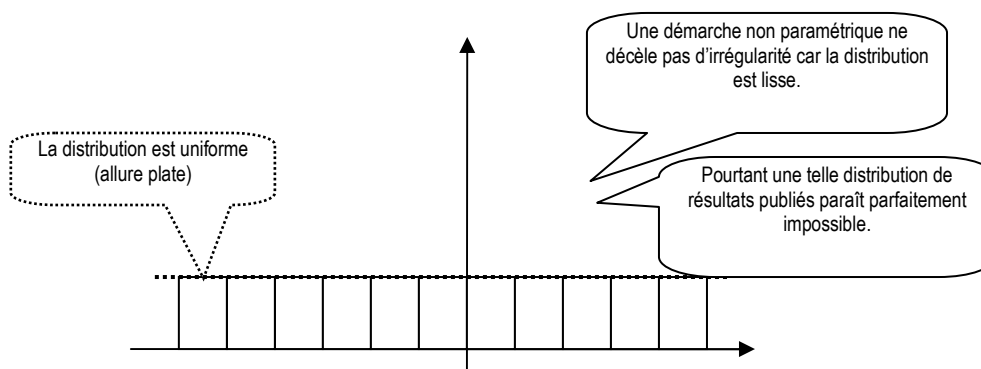
¹ On parle aussi de « distribution attendue » ou de « distribution théorique ».

² Ou « réelle » ou « observée ».

³ « Smooth » en anglais.

- Elle est robuste car les conditions sur lesquelles elle repose sont extrêmement peu contraignantes. Seules les discontinuités (c'est-à-dire les « pics » ou « ruptures ») de distribution sont prises en compte. Une allure « étrange » de la distribution ne sera pas considérée comme irrégulière tant que la distribution demeure « lisse ». Par exemple, une distribution uniforme des résultats (allure totalement plate) serait jugée régulière. La notion d'irrégularité est limitée aux discontinuités.

Figure 1 : Exemple de distribution lisse irrégulière



Les mesures non paramétriques ont les avantages de leurs inconvénients : simples et robustes, elles sont cependant imprécises (Wang ; Chen ; Lin et Wu, 2005 ; Vidal, 2008b). Si cette première approche non paramétrique est la plus largement répandue, c'est que les chercheurs sont prudents. Incapables d'observer des distributions de résultats non manipulés, ils ne prennent pas le risque d'inventer les paramètres mathématiques des distributions.

1.2. Les distributions sont-elles gaussiennes ?

Si les chercheurs ne se risquent en général pas à proposer de manière explicite une loi de distribution des résultats, plusieurs études se fondent sur un présupposé implicite : la distribution des résultats devrait avoir une forme gaussienne, c'est-à-dire suivre une loi Normale. C'est le cas notamment de Burgstahler et Dichev (1997) qui mesurent les irrégularités par symétrie. Mesurer les irrégularités par symétrie implique une hypothèse sur un au moins des paramètres de la loi de distribution. Mard (2004) va plus loin puisqu'il ajuste les estimations en se référant explicitement à une allure normale de la loi de distribution. Dans ces deux cas, les auteurs soulignent pourtant et paradoxalement le caractère non symétrique des distributions empiriques qu'ils observent. Enfin, Jeanjean (1999) écrit : « Théoriquement, sur un échantillon suffisamment grand, la distribution des résultats normés devrait être normale ». Ces références à la loi Normale sont la conséquence de l'utilisation fréquente de cette loi pour traduire les phénomènes économiques. Elles supposent que les résultats des entreprises sont (a) des données dont la distribution est aléatoire et/ou (b) que leur grand nombre dans les bases de données permet d'appliquer le théorème central limite.

(a) Les résultats des entreprises ne sont pas des données aléatoires, mais sont fondés sur l'activité réelle des entreprises et les décisions stratégiques plus ou moins pertinentes de leurs

dirigeants. L'activité économique génère une rentabilité qui n'est pas aléatoire⁴. Indépendamment de l'omniprésence du facteur risque dans la plupart des décisions, « les entreprises ne jouent pas aux dés », pourrait-on dire en parodiant Einstein. Chaque année, la distribution des résultats d'une population d'entreprises va donc présenter des caractéristiques dont il est impossible de présumer les caractéristiques a priori.

(b) Le théorème central limite enseigne que si l'on agrège un grand nombre de tirages d'une variable suivant une même loi, la distribution agrégée tendra vers une loi Normale. Pour atteindre une telle normalisation de la distribution, il est nécessaire d'agréger un grand nombre de tirage, autrement dit, d'étudier la distribution des résultats des entreprises d'un pays sur plusieurs centaines d'années. Cela est actuellement impossible puisque de telles données ne sont pas disponibles. De plus, cela le sera toujours puisque la composition de la population étudiée et le contexte économique subissent des changements trop importants sur une longue période pour que l'on puisse accepter l'idée que la loi de distribution des résultats demeure inchangée sur le très long terme. Autrement dit, le théorème central limite ne peut être mis en application. La loi des distributions de résultats, agrégés sur plusieurs années ou non, est inconnue.

1.3. Les études qui se fondent sur une loi explicite de distribution

Un papier se distingue pour avoir tenté de mesurer les irrégularités de distribution en utilisant une loi mathématique de distribution des résultats. Chen, Lin, Wang et Wu (2005) postulent (sans le justifier) que les distributions de résultats devraient être bi-normales. L'intérêt de cette démarche paramétrique mérite d'être souligné : si la loi de distribution est connue, il devient possible de mettre en place des mesures dites « paramétriques » des irrégularités. Autrement dit, les irrégularités sont mesurées en calculant la surface qui sépare la distribution attendue et la distribution observée. Ces mesures sont plus précises que les mesures non paramétriques. Elles permettent de dénombrer la totalité des entreprises irrégulières, et les montants manipulés. Cependant ces mesures ont les défauts de leurs qualités : elles dépendent de la loi retenue, loi qui n'est jusqu'alors pas connue.

1.4. Les questions de recherche

En conclusion, la question de recherche abordée est double. En observant la distribution des résultats non manipulés, l'étude a deux objectifs :

- (1) Elle cherche à vérifier le postulat selon lequel une distribution non manipulée est lisse (sans discontinuité). Ce premier point, s'il est vérifié, permet de confirmer la pertinence de toutes les études menées sur les seuils comptables depuis 1995.

⁴ Quand bien même les résultats seraient aléatoires, cela ne signifierait pas pour autant qu'ils dussent suivre une loi Normale.

- (2) Elle cherche à approcher la loi mathématique de la distribution des résultats publiés par les entreprises. Ce second point ouvre le champ de recherche aux méthodologies paramétriques de mesure des irrégularités.

PARTIE 2 : OBSERVATION DES DISTRIBUTIONS DE RÉSULTATS PUBLIÉS

Avant de présenter les résultats de la recherche expérimentale, il semble utile d'observer les distributions des résultats publiés par les entreprises (donc potentiellement manipulés), et de rappeler les particularités de ces distributions.

Pour identifier et discuter d'éventuelles irrégularités (autres que les discontinuités locales), il est nécessaire de se référer à une allure de référence. Ne connaissant pas cette distribution théorique, il est a priori impossible d'identifier ces irrégularités. Pour contourner ce problème, la réflexion est menée sous l'hypothèse, à la manière d'un raisonnement par l'absurde, que la distribution devrait suivre une loi Normale. La comparaison entre distributions réelles et loi Normale conduit à identifier des zones d'irrégularités potentielles qui sont discutées.

2.1. Les différences entre les distributions observées et la loi Normale

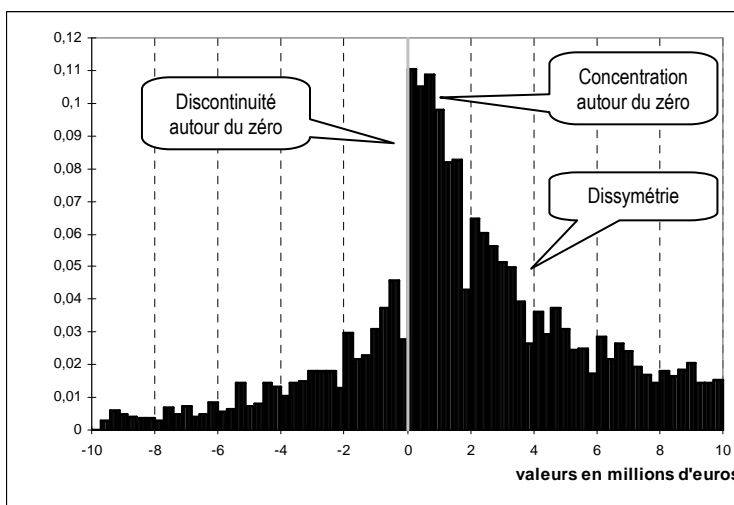
La plupart des études sur les distributions de résultat observent la variable résultat mise à l'échelle par une variable de taille comme le total actif. Il n'est cependant pas inintéressant de commencer par observer dans un premier temps l'allure des distributions de résultats sans transformation.

2.1.1. Distribution du résultat non mis à l'échelle

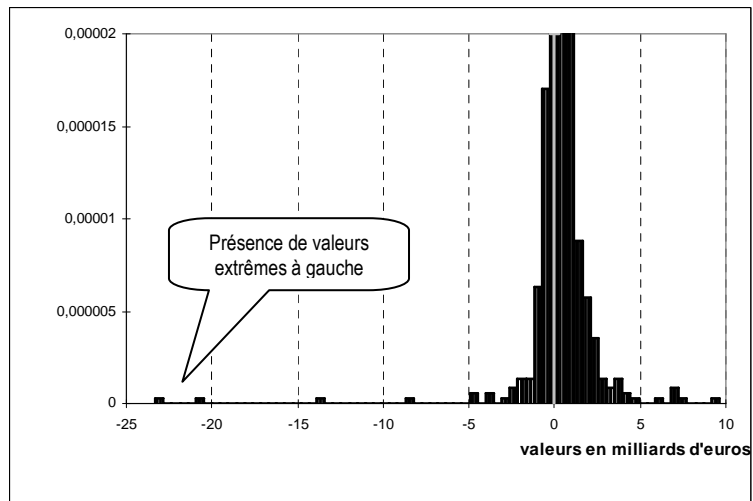
Les graphiques ci-dessous (voir Figure 2) présentent la distribution des résultats des entreprises cotées françaises, de 1992 à 2004, tels qu'ils figurent dans la base Global Vantage de Compustat.

Figure 2 : Distribution des résultats publiés par les entreprises françaises

Résultats publiés par les entreprises cotées françaises de 1992 à 2004 tels qu'ils apparaissent dans la base Global Vantage de Compustat (Partie centrale de la distribution)



(Queues de distribution)



La comparaison graphique de la distribution de la variable résultat avec une loi Normale de même moyenne et écart type conduit à identifier les différences suivantes :

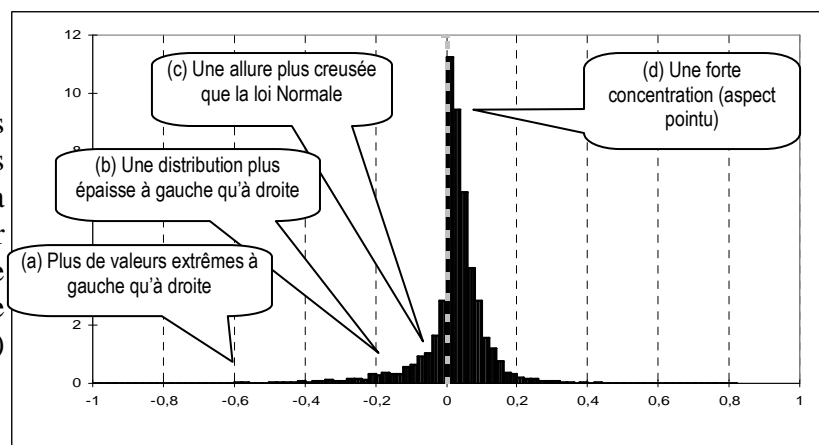
- La distribution empirique est dissymétrique alors que la loi Normale est symétrique. La distribution empirique se caractérise par des queues plus épaisses de distribution (surtout à gauche) que la loi Normale. Enfin, le mode de la distribution empirique n'est pas situé sur la moyenne, ni sur la médiane, mais sur le résultat nul.
- La distribution empirique est plus concentrée (leptokurtique) que la loi Normale. La distribution ne présente pas une forme « en cloche » mais plutôt « en entonnoir renversé ». On observe une phase ascendante puis une phase descendante, mais pas de sommet « plat ».

2.1.2. Distribution du résultat mis à l'échelle

Les résultats des entreprises françaises cotées de 1992 à 2004 ont été mis à l'échelle par la variable « total actif ». La distribution est représentée ci-dessous (Figure 3).

Figure 3 : Distribution des résultats mis à l'échelle par le Total Actif

Résultats publiés par les entreprises cotées françaises de 1992 à 2004 mis à l'échelle par le total actif (base Global Vantage de Compustat)



À l'exception du mode qui ne se situe plus autour du zéro mais autour de la moyenne (moyenne et médiane étant pratiquement confondues), les différences observées sur la distribution des résultats sont constatées sur la distribution du résultat mis à l'échelle.

2.2. Discussion sur les écarts constatés

2.2.1. Dissymétrie

La distribution des résultats publiés est dissymétrique. Cette dissymétrie constatée en France est constatée également par Burgstahler et Dichev (1997) auprès des 76 000 observations de résultats de sociétés américaines. Plus précisément, trois sources de dissymétrie sont constatées : de fortes pertes, une épaisseur de la distribution à gauche, et des sous-effectifs à gauche de la moyenne.

(a) Les fortes pertes

Il n'existe pas de limite économique à une perte, alors qu'il existe une limite à la hausse du résultat. En effet, le jeu de la concurrence dans le cadre d'une économie de marché implique qu'un avantage concurrentiel ne peut générer des rentes de situations de manière infinie. Les concurrents vont tenter de reproduire les ressources génératrices de rentes exceptionnelles. Par ailleurs, mécaniquement, générer un produit implique une activité consommatrice de ressources, donc générant elle-même des charges. On ne crée pas de la valeur à partir de rien.

Mais cette contrainte à la hausse n'existe pas à la baisse. Il est techniquement possible d'engager des charges de manière infinie sans générer de produits, ce qui conduit mécaniquement à des pertes infinies. La contrainte du marché conduira cette entreprise à disparaître rapidement, mais durant quelques exercices (au moins un), l'entreprise peut afficher de très fortes pertes. De manière générale, une entreprise embourbée dans une spirale déficitaire peut réaliser des déficits extrêmement importants. On ne peut donc pas considérer a priori la présence de fortes pertes comme une irrégularité de distribution liée uniquement à des pratiques de manipulation du résultat.

(b) L'épaisseur de la distribution à gauche

Le principe de prudence peut être à l'origine de cette dissymétrie. Pour Givoly et Hayn (2002), la forte queue de distribution traduit la méfiance comptable (principe de prudence) vis-à-vis d'entreprises à risque, alors que le faible étalement à droite résulte de la résistance à traduire comptablement les bonnes performances. Mais la dissymétrie est-elle pour autant uniquement réductible à la prudence comptable ? Si la prudence s'applique à toutes les sociétés de la même manière, il faut s'attendre à observer une translation vers la gauche de la courbe de distribution des résultats, mais pas nécessairement de dissymétrie.

Cependant, les entreprises ne sont pas toutes nécessairement confrontées de manière semblable à des risques, et les entreprises dont les performances sont moins bonnes que les autres sont davantage confrontées à des événements défavorables. Dès lors, ces entreprises (dont le résultat est inférieur à la médiane) sont plus susceptibles de subir les conséquences du principe de prudence, et voient leur résultat davantage lesté de provisions. Cela peut expliquer que la moitié gauche de la courbe présente une pente plus rapide et s'étale davantage vers la

gauche. Le principe de prudence peut donc légitimement expliquer une dissymétrie, qui ne peut donc pas être réduite a priori à la manifestation de manipulations comptables.

(c) Les sous-effectifs « juste à gauche » de la moyenne

Comme il vient d'être montré, le principe de prudence peut justifier la pente plus rapide à gauche de la moyenne. Par ailleurs, en considérant que les entreprises gèrent un portefeuille d'activités, elles sont susceptibles d'abandonner prioritairement les activités les moins rentables pour concentrer leurs efforts et leurs ressources sur les activités les plus rentables. Autrement dit, quand bien même la prudence comptable n'expliquerait pas à elle seule la dissymétrie, un processus d'ajustement économique conduit les entreprises à quitter la partie gauche de la courbe de résultats en gérant leur portefeuille d'activités pour tendre à se rapprocher de la partie centrale de la courbe de distribution. La théorie de l'effort (Dechow ; Richardson et Tuna, 2003) rejoint cette explication. Il n'est donc pas a priori anormal d'observer une dissymétrie.

2.2.2. La forte concentration

La distribution des résultats présente une forme « pointue », caractéristique d'une forte concentration. Cette concentration se fait autour de la médiane et/ou de la moyenne dans le cas de la variable mise à l'échelle, alors qu'elle se fait autour du résultat nul lorsqu'elle n'est pas mise à l'échelle. Ce constat interroge la nature économique du phénomène observé : le résultat.

(d) Concentration autour du sommet

Sous le postulat de normalité de la loi de distribution, la forte concentration doit être considérée comme une irrégularité. Autrement dit, les entreprises manipuleraient leurs résultats pour publier des résultats proches de la moyenne (médiane). La moyenne (médiane) annuelle des résultats publiés pourrait alors être interprétée comme un nouveau seuil, non encore évoqué dans la littérature.

On peut s'essayer à imaginer des justifications à cette hypothèse : afficher des résultats proches de la moyenne permet de donner une image de santé relative de l'entreprises, et il n'est pas impossible qu'il existe un coût à afficher des performances inférieures à celles de la plupart de ses concurrents. Les dirigeants pourraient alors être motivés pour atteindre ce seuil. Cependant, le phénomène de concentration peut aussi s'expliquer par la nature non aléatoire de la distribution des résultats. (1) Il existe une certaine inertie des rentabilités. Une société fortement bénéficiaire une année peut difficilement être fortement déficitaire l'année suivante. Elle traversera des années progressivement de plus en plus difficiles avant d'atteindre une situation catastrophique. (2) Par ailleurs, dans un univers économique concurrentiel, les lois du marché exercent une pression sur les entreprises tendant à homogénéiser leurs performances. (3) La théorie de l'effort (Dechow ; Richardson et Tuna, 2003) peut également être invoquée pour justifier la concentration.

Il est donc naturel d'observer une concentration forte des distributions de résultats autour de la moyenne et ce phénomène ne peut être réduit à des manipulations comptables.

(e) Concentration autour du zéro

Dans le cas du résultat non mis à l'échelle (voir Figure 2), une forte concentration est observée autour du zéro. Cela s'explique en grande partie par la composition de l'échantillon. Il y a beaucoup de petites entreprises et peu de grandes entreprises. Donc les petites entreprises réalisent des performances à hauteur de leurs investissements, que ce soient des pertes comme des bénéfices. Il peut donc sembler normal que les petites performances non mises à l'échelle soient concentrées autour du zéro. Cependant, il existe une rupture de la distribution entre résultat faiblement négatif et résultat nul. Cette discontinuité ne peut être justifiée par la composition de l'échantillon. La petite taille devrait avoir le même effet du côté négatif et positif. Or la concentration n'est pas symétrique.

En résumé, l'effet taille rend difficile l'interprétation de la distribution des résultats non mis à l'échelle. Mais la forte concentration des seuls résultats positifs au-dessus du zéro ne se justifie pas pour autant.

2.3. Synthèse

La première partie rappelait qu'il est impossible d'appliquer le théorème central limite pour postuler une allure gaussienne des distributions de résultat. L'observation des résultats publiés conduit à observer que chaque année, la distribution des résultats présente des caractéristiques récurrentes (allure d'entonnoir renversé, dissymétrie, concentration). Or ces caractéristiques ne peuvent être réduites a priori à des manifestations de manipulations comptables. Pour toutes ces raisons, la distribution des résultats agrégés ne peut être assimilée à une distribution Normale. Tant qu'il sera impossible d'observer une distribution de résultats non manipulés, les chercheurs en comptabilité seront conduits à la plus grande prudence.

PARTIE 3 : LE PROTOCOLE EXPÉRIMENTAL

Dans un monde des affaires idéal, les dirigeants prennent des décisions de gestion, et les comptes traduisent leurs effets sur la vie de l'entreprise dans les états financiers, en toute impartialité. Mais dans la réalité les dirigeants, sous la responsabilité desquels sont publiés les comptes, peuvent être motivés à orienter les informations publiées (Healy et Whalen, 1999 ; Breton et Stolowy, 2003). On parle alors de présomption de gestion du résultat. Plus précisément, il y a manipulation comptable lorsqu'il y a volonté délibérée de ne pas publier le « vrai » résultat comptable calculé ou estimé en appliquant les règles comptables en toute impartialité, mais un résultat différent que les dirigeants justifient ou par le choix d'options comptables (provisions, durées d'amortissements etc.), ou par des décisions de gestion qu'ils n'auraient pas prises en temps normal (retarder ou anticiper des investissements, accorder ou refuser des délais de paiement etc.).

Dans le cadre d'une simulation de gestion, il devient possible de limiter les participants à la seule prise de décision de gestion, isolant totalement la production des états financiers. Mais pour obtenir une distribution de résultats statistiquement intéressante, le protocole expérimental suppose qu'un nombre très important de simulations soient mises en œuvre. La recherche présentée dans ce papier se fonde sur une opportunité : en utilisant les archives d'un enseignement d'initiation à la gestion par le « jeu d'entreprise » (simulation de gestion), il est possible de tracer la distribution de 1 614 résultats annuels non manipulés.

3.1. Présentation du jeu d'entreprise

Le jeu d'entreprise Win-Firme est un logiciel pédagogique développé depuis 1995 et utilisé dans une cinquantaine d'écoles ou universités essentiellement en France⁵. Son fonctionnement est classique pour un logiciel de simulation de gestion de ce type. Les participants sont réunis en équipes. Chaque équipe est à la tête d'une entreprise industrielle fictive qui fabrique et vend des produits. Les participants prennent des décisions opérationnelles (quantité de produits à fabriquer, prix de vente, budget communication et qualité, embauche et salaire des ouvriers, et budget de recherche et développement permettant de commercialiser de nouveaux produits). Ces décisions sont saisies sur un ordinateur, et le logiciel confronte les décisions des entreprises concurrentes afin de répartir les consommateurs dont le nombre est paramétré à l'avance.

Deux aspects méritent d'être soulignés. Le premier est que le hasard est exclu de la simulation. Il n'y a aucun évènement aléatoire. Mais il n'en demeure pas moins impossible de prévoir l'avenir puisque les décisions des concurrents demeurent inconnues. Le second est que la répartition des ventes est essentiellement fonction des décisions relatives des diverses entreprises. Il n'y a pas de bonne ou de mauvaise décision car l'algorithme n'attend pas une

⁵ Le site www.winfirmes.com décrit le logiciel et son fonctionnement.

solution type. Ainsi, quelle que soit la demande paramétrée, les entreprises ajustent leurs budgets et leurs prix afin de dégager une rentabilité. Autrement dit, la rentabilité des entreprises ne dépend pas des paramètres du jeu, mais de la cohérence des décisions de l'équipe par rapport à ses concurrents. En conséquence, quel que soit le scénario, la distribution des résultats est imprévisible.

Pour constituer la base de données utilisée dans l'étude, 43 parties ont été dépouillées (voir Tableau 1). La durée moyenne d'une partie est comprise entre 5 et 6 tours (généralement de 2 heures), ce qui représente des séminaires de jeu d'entreprise de 2 à 4 jours. Enfin, le nombre d'équipes en concurrence est généralement compris entre 5 et 8 ; les séminaires regroupent en général trente à quarante étudiants. Au total, 1 620 résultats annuels ont été saisis pour constituer la base de données. Les variables de taille que sont le total actif et le chiffre d'affaires ont également été saisis. Le total actif (chiffre d'affaires) est nul dans six (quatre) cas. Ces données ont été retirées de la base, et les résultats mis à l'échelle représentent 1 614 (1 616) observations.

Tableau 1 : Caractéristiques des parties constituant la base de donnée

| | nombre d'entreprises | Durée de la partie | Nombre de parties | Nombre d'observations |
|---------|----------------------|--------------------|-------------------|-----------------------|
| Moyenne | 6,5 | 5,7 tours | 43 | 1 620 |
| Maximum | 9 | 9 tours | | |
| Minimum | 4 | 3 tours | | |

Les 43 séminaires exploités pour constituer la base de données ont été dispensés dans 23 écoles ou universités différentes entre 2004 et 2009. Les participants sont des étudiants, aussi bien scientifiques (première année d'école d'ingénieur pour la plupart) qu'économistes (licence de gestion et/ou d'économie). Enfin, 5 séminaires ont réunis des étudiants de profils plus diversifiés (adultes en formation continue, étudiants de cursus divers) dans le cadre de masters recherches ou masters professionnels. Si tous les participants étaient étudiants au moment de leur participation, la mixité des profils permet d'éviter le biais d'une population trop homogène souvent présent dans les protocoles expérimentaux.

Tableau 2 : Caractéristique des participants à l'expérimentation

| | Scientifiques | Économistes et/ou Gestionnaires | Autres | |
|------------------|---------------|------------------------------------|--------|----|
| BAC+2 | 3 | 1 | | 4 |
| BAC+3 / Bachelor | 7 | 8 | | 15 |
| BAC+4 / Master 1 | 1 | 3 | | 4 |
| BAC+5 / Master 2 | 7 | 12 | | 19 |
| Autre | | | 1 | 1 |
| | 18 | 24 | 1 | 43 |

Au total, ce sont près de 1 200 participants qui ont contribué à la collecte des données. Nonobstant le temps de récupération et de saisie des données, la durée du protocole expérimental peut être estimée à 800 heures.

3.2. Intérêt de l'expérimentation

L'utilisation d'une expérimentation de type laboratoire pour étudier les distributions de résultat présente un énorme avantage : les résultats publiés sont calculés par le logiciel sans que les participants (dirigeants) ne puissent prendre de décision comptable. Le logiciel joue le rôle d'un comptable totalement indépendant. Les résultats dans le jeu d'entreprise ne sont pas manipulés car le jeu ne permet aucun choix comptable. Les règles sont les mêmes pour toutes les entreprises. La comptabilité est un pur résultat technique qui découle des décisions commerciales des entreprises.

Cependant, jouer sur les options comptables n'est pas le seul levier de la gestion du résultat. Les dirigeants peuvent également décaler dans le temps certaines décisions d'investissement afin d'atteindre un objectif de résultat. Degeorge, Patel et Zeckhauser (1999) parlent de « direct managing », Glaum, Lichtblau et Lindemann (2004) de « manipulation of cash flows », Roychowdhury (2006) de « real activities manipulation », et Burgstahler, Hail et Leuz (2006) de « Business Management ». Graham, Harvey et Rajgopal (2005) montrent que ces pratiques sont même majoritaires dans les entreprises. Dans le jeu d'entreprise, il serait ainsi possible aux dirigeants de jouer sur les budgets R&D, communication et qualité. Cependant, le jeu est une modélisation simplificatrice de la réalité et le temps est découpé en tours. Les décisions sont prises une fois pour toutes en début de tour. Autrement dit, tout se passe comme si les décisions de l'année N étaient prises dans la nuit du 31/12/N-1 au 01/01/N. Il est donc impossible d'ajuster les budgets en cours d'année, lorsque les premières estimations de résultat sont calculées. La manipulation des flux de trésorerie pour atteindre un objectif de résultat est donc impossible.

Pour toutes ces raisons, il est particulièrement judicieux d'utiliser les simulations pour étudier la gestion du résultat.

3.3. Limites de l'expérimentation

Si l'expérimentation permet d'isoler le processus comptable des tentatives de gestion opportuniste du résultat, elle s'éloigne de la réalité dans la mesure où elle se fonde sur une modélisation économique d'une part et que, d'autre part, elle est mise en œuvre dans un contexte pédagogique. Ces deux facteurs peuvent être la source d'écarts entre la distribution des résultats observés dans le jeu et la distribution théorique des résultats réels. Ces facteurs sont passés en revue, afin d'examiner dans quelle mesure il est possible de les contrôler.

3.3.1. La modélisation économique

Dans le cadre d'une simulation, les participants sont des joueurs qui peuvent prendre des décisions sans risque, dans la mesure où ils ne subiront pas réellement les effets (sur leur rémunération ou leur carrière) simulés dans le jeu. Cela peut les conduire à adopter des comportements différents que ceux observés dans la réalité.

Ce biais est limité par le fait que le logiciel ne fait aucune hypothèse sur les performances et que la durée de chaque séminaire oblige les entreprises à mettre en œuvre des stratégies

durables. Si les entreprises diminuent les prix, si la pression concurrentielle augmente, les performances moyennes des entreprises vont diminuer, et les entreprises devront d'elles-mêmes adapter leur stratégie pour améliorer leur situation. Cela peut se faire par une diminution de la pression concurrentielle, ou la disparition des concurrents les plus fragiles. Autrement dit, si les concurrents prennent plus de risque, les effets sur les performances devraient conduire à terme à des ajustement compensatoires de la part des participants puisque l'équilibre se fait sans intervention de l'animateur ni calibrage du logiciel.

Par ailleurs, il peut y avoir des stratégies radicales d'optimisation en fin de partie, ou des décisions timides en début de partie lorsque les participants n'ont pas encore assimilé le fonctionnement du jeu. Pour contrôler ce biais, la distribution des résultats est également tracée en retirant de la base la première et la dernière année de jeu.

3.3.2. Le contexte pédagogique

À l'origine, les simulations ayant servi à la construction de l'étude sont construites dans un objectif d'enseignement. Il est intéressant de s'interroger sur les biais éventuels liés à cet objectif. Tout d'abord, les scénarios sont généralement construits de manière à ce que les entreprises soient identiques en début de partie. Leurs marchés sont généralement en croissance durant les premiers tours pour que les étudiants ne ressentent pas une pression trop forte alors qu'ils sont en phase d'apprentissage du jeu. Généralement, les industries simulent une phase de maturité à partir du troisième ou quatrième tour, ce qui conduit à augmenter la pression concurrentielle et à détériorer les performances. Si dans la réalité il existe des phases de crise, leurs effets sur les distributions de résultats sont lissés par le fait qu'il y a multiplicité de secteurs et que les entreprises gèrent des portefeuilles produits plus diversifiés que dans le jeu. Ce biais est cependant compensé par le grand nombre de parties étudiées, et partiellement contrôlé en supprimant la première année de jeu.

Par ailleurs, le rôle de l'animateur peut également induire un biais. En effet, les entreprises en difficulté sont généralement aidées par l'animateur qui ne souhaite pas voir des participants abandonner en cours de séminaire. Autrement dit, lorsque dans la réalité une entreprise en difficulté disparaît, dans le jeu l'animateur tend à retarder au maximum cette issue fatale. Ses aides peuvent prendre la forme, ou de subventions, ou de conseils, ou encore de maintien artificiel de l'entité dont la situation financière serait insupportable dans la réalité (capitaux propres durablement négatifs, actif industriel nul, endettement astronomique...). De telles situations demeurent limitées, et ne se produisent généralement qu'en fin de séminaire. Il n'en demeure pas moins que cela pourrait avoir comme conséquence une surreprésentation des entreprises déficitaires (queues épaisses à gauche de la distribution) dans les distributions. Ce biais est limité par la suppression de la dernière année de jeu.

3.3.2. Impact des limites méthodologiques sur l'objet d'étude

Au regard des deux objectifs de la recherche, il apparaît que les limites énumérées peuvent diminuer la pertinence de l'étude pour répondre au second objectif. En effet, il est possible que les contraintes pédagogiques, et la modélisation économique aient, malgré les contrôles

effectués, des conséquences sur l'allure des distributions de résultat. Les résultats de la recherche à la question de l'allure des distributions des « vrais » résultats sont donc à relativiser. Mais il n'y a aucune raison que ces limites puissent avoir une quelconque influence sur les discontinuités. Autrement dit, quelles que soient les limites de l'étude, la réponse apportée à la première question concernant l'existence ou non d'une discontinuité autour du résultat nul peut être considérée comme fiable.

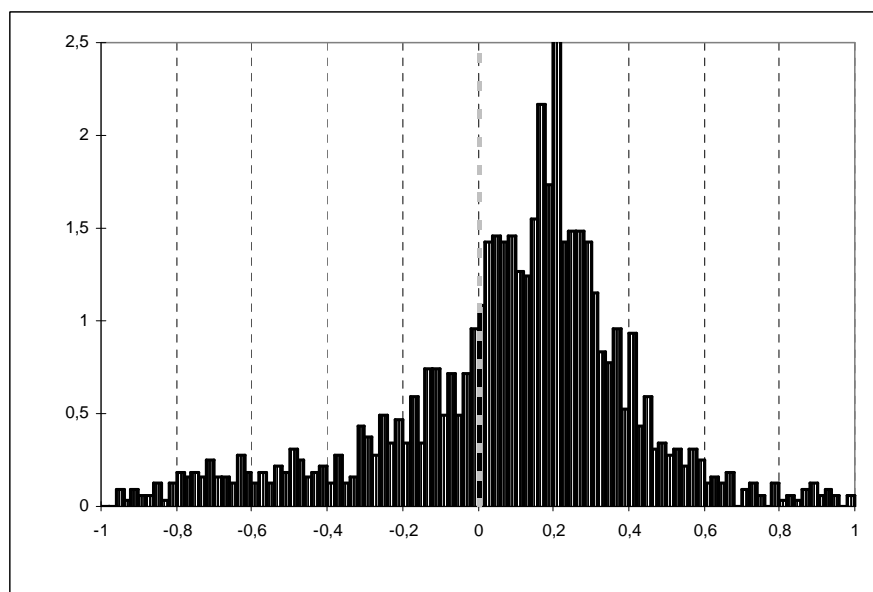
PARTIE 4 : OBSERVATION DE DISTRIBUTION DE RÉSULTATS NON MANIPULÉS

Cette quatrième partie présente les résultats de l'étude. Les deux questions de recherche sont successivement abordées : (1) les discontinuités autour du résultat nul sont-elles présentes dans les distributions non manipulées ? et (2) quelle est l'allure des distributions non manipulées ?

4.1. Les distributions non manipulées ne présentent pas de discontinuité

La Figure 4 présente les distributions des résultats des entreprises, dans le cadre de la simulation, mis à l'échelle successivement par les variables total actif et chiffre d'affaires. Les distributions des résultats non mis à l'échelle ne sont pas présentées car leur étude n'est pas pertinente. En effet, dans le cadre des simulations, le paramétrage des 43 parties n'est pas uniforme. Il peut y avoir des écarts considérables dans les ordres de grandeur retenus par les différents animateurs. Par exemple, une partie peut être paramétrée de telle façon que les quantités sont exprimées unitairement, et les prix exprimés en euros, alors qu'une autre partie, reprenant des paramétrages similaires concernant la structure de coût de production et d'évolution des ventes, peut retenir que l'unité de production est un lot de 1000 produits, et que les prix sont exprimés en milliers d'euros. Autrement dit, les données en valeur ne sont pas comparables d'une partie à l'autre car elles ne sont pas nécessairement exprimées dans la même unité de grandeur.

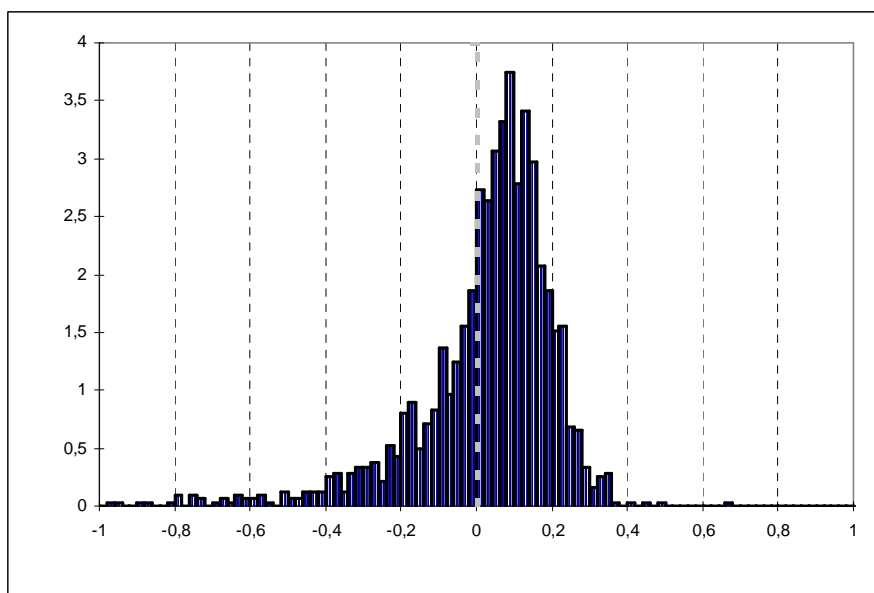
Figure 4 : Distribution des résultats (simulation)



Distribution des
1 614 résultats
(simulation) mis à
l'échelle par la
variable total actif.

Skewness = -0,9

Kurtosis = 3,7



Distribution des
1 616 résultats
(simulation) mis à
l'échelle par la
variable chiffre
d'affaires.

Skewness = -2,4

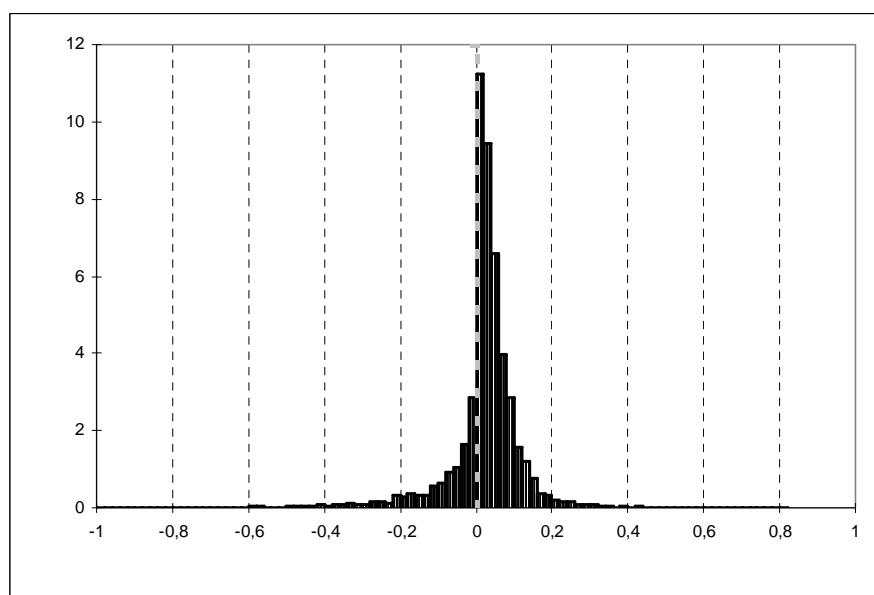
Kurtosis = 11,2

Quel que soit le dénominateur, l'allure générale des distributions est similaire. Les deux distributions sont plus concentrées que la loi Normale (kurtosis > 3), et dissymétriques (skewness < 0). Bien que les distributions agrègent 43 parties, donc 43 tirages indépendants, ce nombre n'est pas suffisant pour que le théorème central limite puisse s'appliquer.

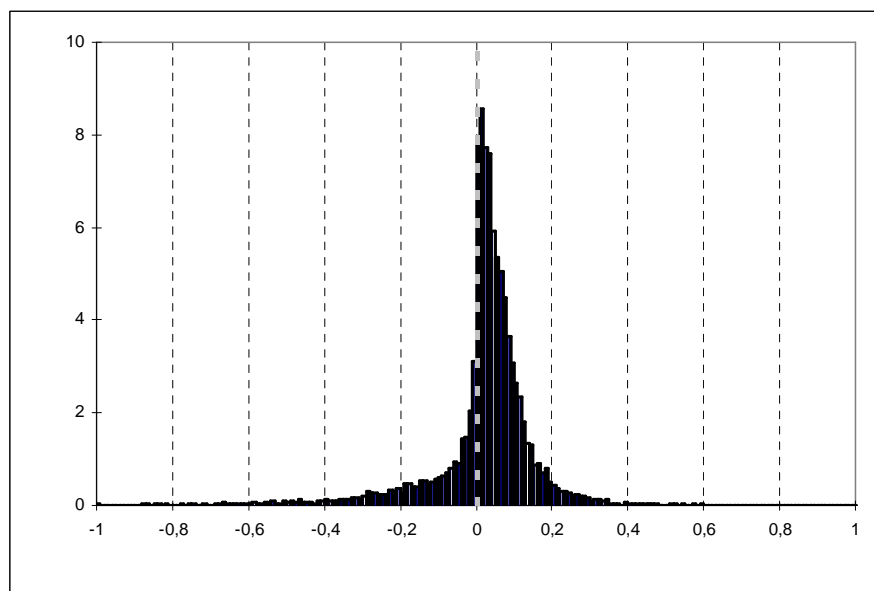
La simple observation visuelle⁶ permet de constater qu'il n'y a pas de discontinuité autour du résultat nul. Ce constat répond donc à la première question de recherche. Pour mieux mettre en évidence ce résultat graphique, les distributions des résultats des entreprises cotées françaises, anglaises, et allemandes, de 1992 à 2004, telles qu'ils apparaissent dans la base Global Vantage de Compustat, ont été tracées (Figure 5). Ces distributions de résultats publiés (donc potentiellement manipulés) font toutes trois apparaître une importante discontinuité au seuil du résultat nul. Le contraste avec les distributions de résultats simulés est manifeste.

⁶ Le constat visuel est suffisamment manifeste pour qu'il ne soit pas nécessaire d'effectuer un test statistique, lui-même délicat à mettre en œuvre puisqu'il nécessite une mesure de l'irrégularité non paramétrique dont de nombreuses limites méthodologiques ont été soulignées (Glaum ; Lichtblau et Lindemann, 2004 ; Durtschi et Easton, 2005 ; Vidal, 2008a).

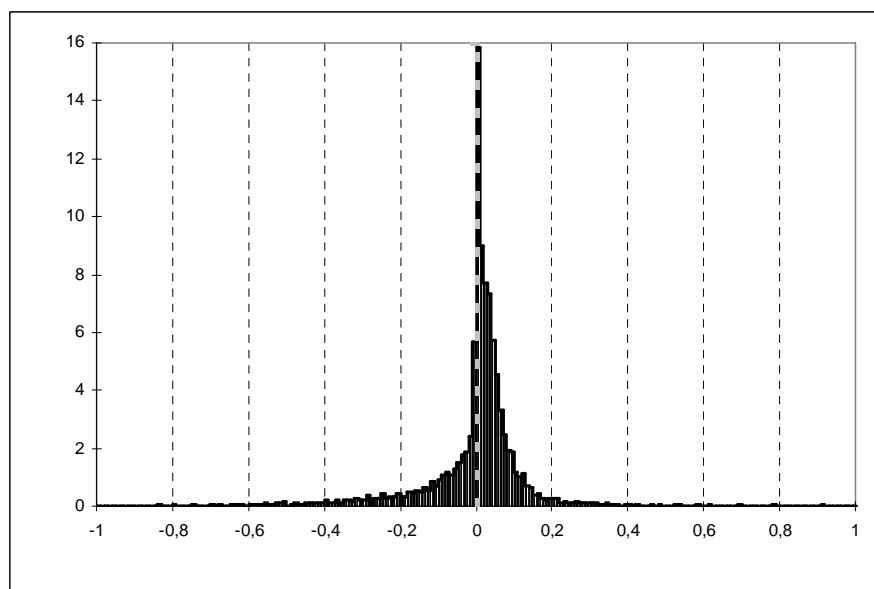
Figure 5 : Distribution des résultats publiés par les entreprises françaises, allemandes et britanniques



France : Distribution de 7 742 résultats (mis à l'échelle par le total actif) publiés par les entreprises cotées françaises de 1992 à 2004, base Global Vantage de Compustat.



Grande-Bretagne : Distribution de 14 028 résultats (mis à l'échelle par le total actif) publiés par les entreprises cotées britanniques de 1995 à 2004, base Global Vantage de Compustat.



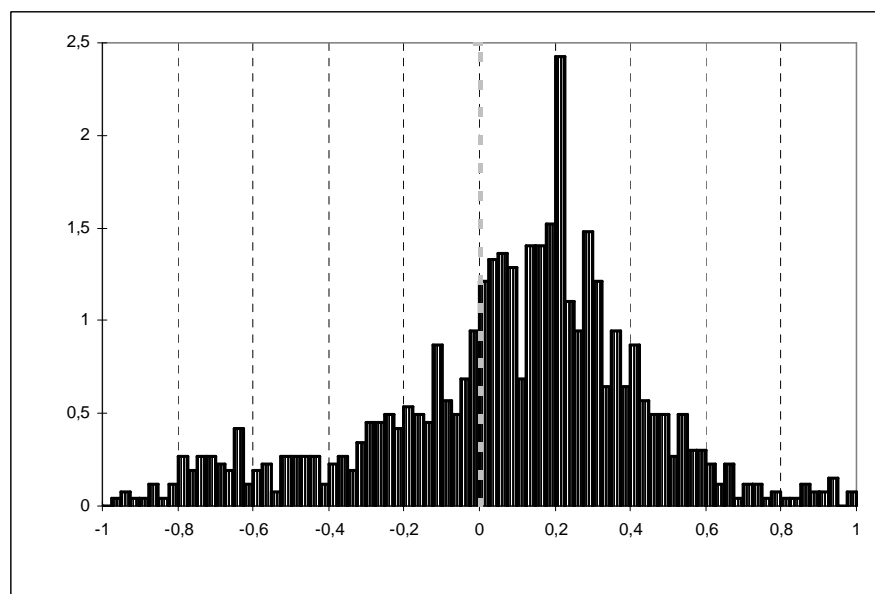
Allemagne : Distribution de 6 879 résultats (mis à l'échelle par le total actif) publiés par les entreprises cotées allemandes de 1995 à 2004, base Global Vantage de Compustat.

Les distributions des résultats non manipulés issus des simulations présentent certaines similitudes avec les distributions de résultats publiés. Elles sont plus concentrées ou « pointues » ($kurtosis > 3$) que la loi Normale, et dissymétriques avec une pente plus creusée à gauche qu'à droite, et des valeurs négatives plus nombreuses (skewness négatif). Cependant, malgré ces ressemblances, les distributions de résultats simulés apparaissent plus étalées que les distributions des résultats publiés. Cette différence peut être la conséquence du nombre plus réduit de résultats issus des simulations (1 614 contre 6 879 à 14 028). Mais il est possible que ce soit également la conséquence des biais énumérés dans la partie 3 de l'article. Les participants adoptent peut être un comportement plus risqué dans la simulation que dans la réalité, ce qui peut conduire à une surreprésentation des performances extrêmes.

Mais la différence la plus importante dans le cadre de notre étude demeure l'absence de discontinuité dans les distributions de résultats non manipulés alors qu'elles sont systématiques dans les distributions de résultats publiés.

Enfin, pour contrôler les résultats, les distributions des résultats simulés ont été tracées en retirant la première et dernière année. L'allure des distribution (Figure 6) n'est pas différente, même si elle est moins lisse du fait du nombre plus réduit d'observations (1054 contre 1614).

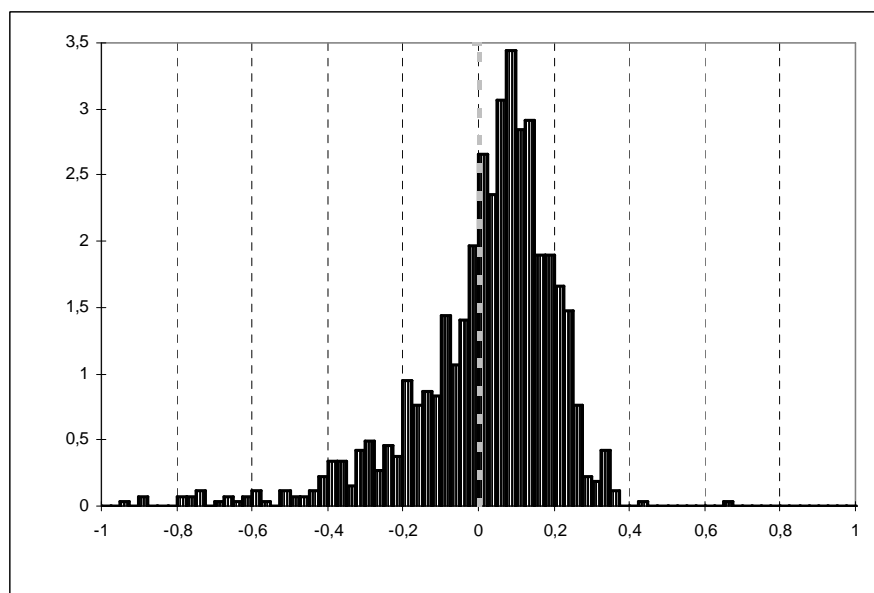
Figure 6 : Distribution des résultats (simulation) en retirant la première et dernière année de jeu



Distribution des
1 054 résultats
(simulation) mis à
l'échelle par la
variable total actif
en retirant la
première et
dernière année de
chaque partie.

Skewness = -8,7

Kurtosis = 164



Distribution des
1 056 résultats
(simulation) mis à
l'échelle par la
variable chiffre
d'affaires en
retirant la première
et dernière année
de chaque partie.

Skewness = -3,2

Kurtosis = 20

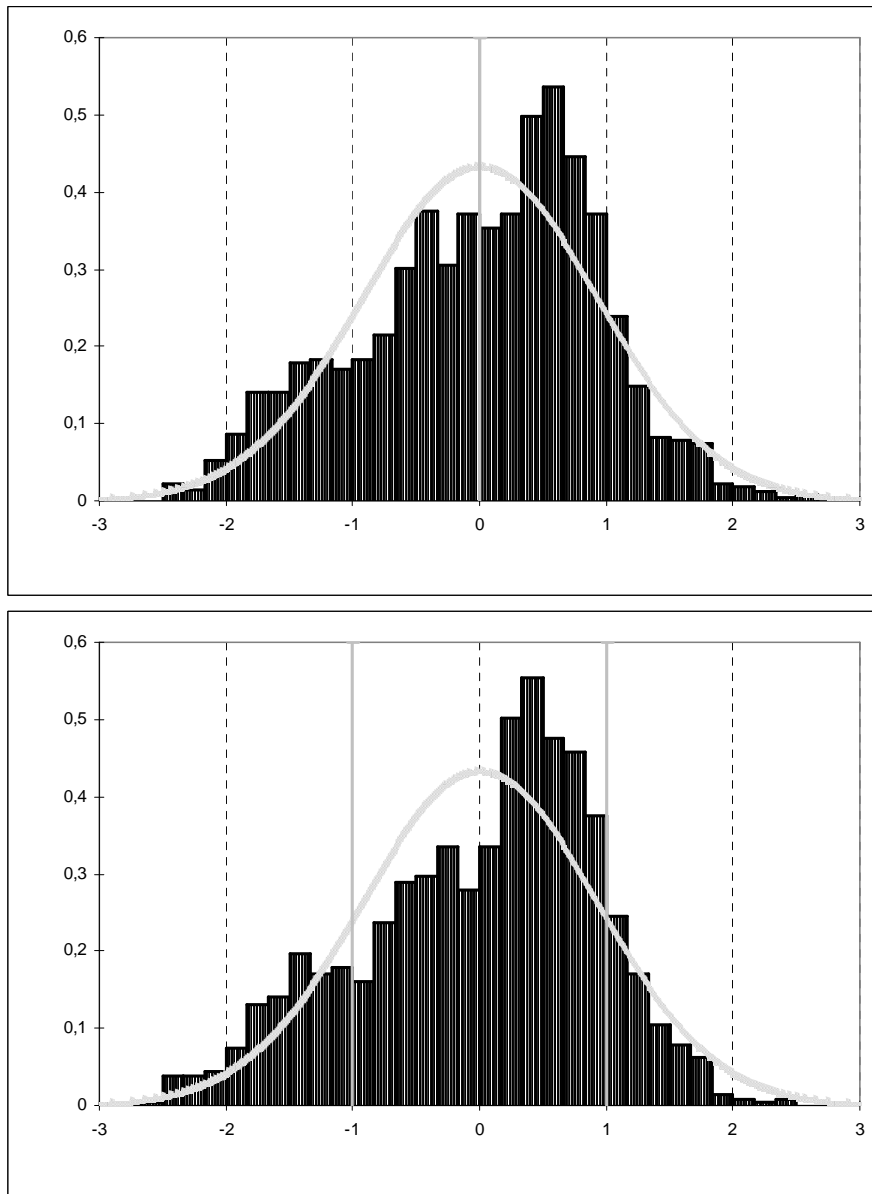
4.2. L'allure des distributions non manipulées n'est pas gaussienne

Les similitudes observées (Figure 4 et Figure 5) entre distributions de résultats non manipulés et résultats publiés renforcent la pertinence d'utiliser les distributions de résultats simulés pour chercher à approcher la loi théorique de distribution des résultats. Mathématiquement, la démarche qui consiste à découvrir une loi de distribution théorique à partir d'une distribution empirique s'appelle un « ajustement ». De nombreux logiciels permettent d'effectuer de tels ajustements. Ils possèdent chacun un catalogue de lois. Ils mesurent pour chaque loi un indicateur de qualité de l'ajustement (distance de Kolmogorov-Smirnov, distance d'Anderson-Darling, et distance du Chi-Deux). Un classement des lois est effectué, et il est possible d'en déduire une loi théorique (parmi les lois présentes dans le catalogue) permettant le meilleur ajustement de la distribution empirique.

Mais l'ajustement ne peut pas être réalisé à partir de la distribution agrégée des résultats (mis à l'échelle) bruts. En effet, la loi recherchée est la loi de distribution des résultats annuels non manipulés. Or chaque année, les résultats des entreprises correspondent à un « tirage » indépendant. Le traitement mathématique doit donc être conduit toutes choses égales par ailleurs, donc en annulant au préalable l'influence de l'environnement sur les performances économiques. La solution proposée est de réduire et centrer les distributions annuelles avant de les agréger. Cette partie de l'étude nécessite donc une transformation de la base. Chaque résultat est centré sur la moyenne et réduit par l'écart type des résultats annuels dont il est issu⁷.

⁷ Le centrage est effectué sur la moyenne et non sur la médiane, bien que la moyenne soit plus sensible aux valeurs extrêmes. En effet, le nombre d'entreprises étant relativement réduit dans chaque partie (généralement 5 à 8), lorsque le nombre de ces entreprises était impair (soit une vingtaine de cas), la médiane est égale au résultat d'une des entreprises. Cette particularité conduit à ce que la classe située exactement au centre de la distribution après centrage sur la médiane est surreprésentée.

Figure 7 : Distribution des résultats (simulation) centrés et réduits



En noir : Distribution des 1 614 résultats issus des simulations, mis à l'échelle par l'actif total, centrés sur la moyenne et réduits par l'écart type.

En gris : Loi Normale ajustée à la distribution de paramètres $N(0 ; 0,92194)$.

En noir : Distribution des 1 616 résultats issus des simulations, mis à l'échelle par le chiffre d'affaires, centrés sur la moyenne et réduits par l'écart type.

En gris : Loi Normale ajustée à la distribution de paramètres $N(0 ; 0,922)$.

Deux distributions sont représentées (Figure 7). La première représente les résultats mis à l'échelle par l'actif total, la seconde par le chiffre d'affaires. Un ajustement par une loi Normale est représenté en superposition. Deux constats s'imposent.

Le premier est la similitude des deux distributions est presque parfaite, quelle que soit la variable de taille utilisée pour la mise à l'échelle. On observe ainsi une forte dissymétrie, mais l'allure demeure beaucoup moins concentrée que les distributions non centrées et réduites.

Le second constat est que la loi Normale ne fournit pas un bon ajustement des distributions, ce qui est confirmé par les tests statistiques (P-Value plus proche de 0 que de 1). Le logiciel

Best Fit⁸ utilisé (vérifier avec toutes les lois) pour réaliser les ajustements fournit un classement des meilleurs ajustements présentés dans le Tableau 3.

Tableau 3 : Ajustement de la loi annuelle de distribution des résultats (simulation)

| Function | Input | Weibull | Logistic | BetaGeneral | Normal |
|---------------------------|---------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| Shift | | -4,11594 | | | |
| Parameter 1 | | 5,216468 | 4,59E-02 | 5,433517 | 9,29E-12 |
| Parameter 2 | | 4,476426 | 0,534046 | 4,732276 | 0,921938 |
| Parameter 3 | | | | -3,3036 | |
| Parameter 4 | | | | 2,863938 | |
| Minimum | -2,4894 | -4,1159 | - ∞ | -3,3036 | - ∞ |
| Maximum | 2,6583 | + ∞ | + ∞ | 2,8639 | + ∞ |
| Mean | 0.0000 | 0,004224 | 0,045906 | -0,00711 | 0.0000 |
| Mode | -1,4629 [est] | 0,18153 | 0,045906 | 0,044991 | 0.0000 |
| Median | 0,13908 | 0,056762 | 0,045906 | 0,007369 | 0.0000 |
| Std. Deviation | 0,92194 | 0,90787 | 0,96865 | 0,92066 | 0,92194 |
| Variance | 0,84944 | 0,82422 | 0,93829 | 0,84762 | 0,84997 |
| Skewness | -0,3271 | -0,2831 | 0 | -0,076 | 0 |
| Kurtosis | 2,5993 | 2,9133 | 4,2 | 2,5523 | 3 |
| A-D Test Value (« s ») | | 4,588 | 10,89 | 8,25 | 10,6 |
| P Value | | N/A | < 0,005 | N/A | < 0,005 |
| Rank | | 1 | 4 | 2 | 3 |
| K-S Test Value (« s ») | | 0,04638 | 0,05681 | 0,05861 | 0,06848 |
| P Value | | N/A | < 0,01 | N/A | < 0,01 |
| Rank | | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Chi-Sq Test Value (« s ») | | 93,12 | 189,8 | 123,7 | 153,1 |
| P Value | | 3,56E-07 | 0 | 0 | 0 |
| Rank | | 1 | 4 | 2 | 3 |

Les lois proposées ont été classées selon le test de Kolmogorov-Smirnov qui accorde plus d'importance à la partie centrale de la distribution. Aucune loi ne fournit un ajustement statistiquement bon. La loi de Weibull fournit le meilleur ajustement quel que soit le test utilisé (la valeur de la distance « s » mesurée entre la distribution ajustée et la distribution empirique est près de deux fois inférieure à celle mesurée avec la loi Normale), mais il demeure peu significatif. Cette loi bornée à gauche est généralement utilisée pour étudier des durées de vie (valeurs positives). C'est son allure asymétrique qui permet de réaliser un ajustement meilleur que la loi Normale, mais elle demeure conceptuellement peu adaptée car bornée à gauche.

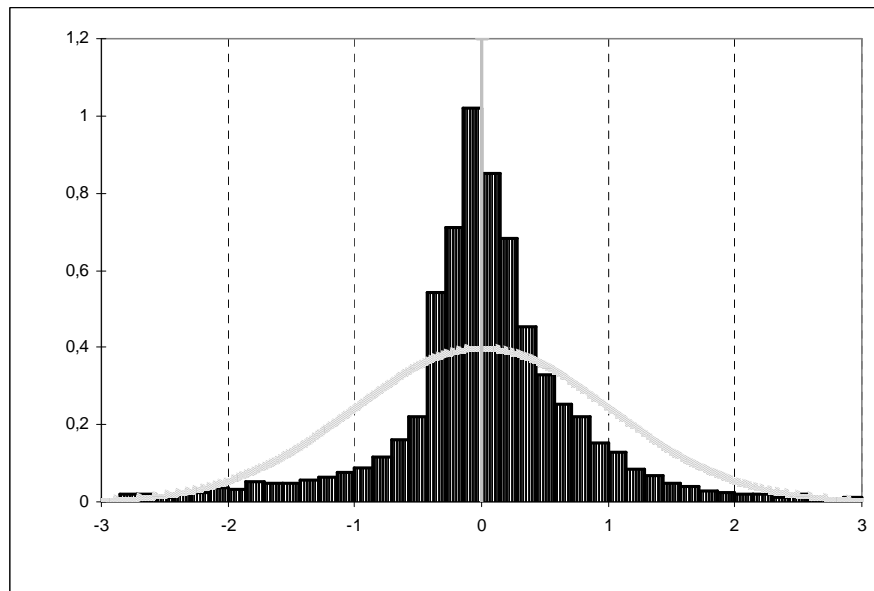
La loi Logistique apparaît deuxième dans le classement des ajustements. C'est son aspect plus concentré (pointu) qui lui permet de surpasser la loi Normale. Mais son caractère symétrique (comme la loi Normale) ne permet pas de traduire correctement l'allure observée des distributions.

Pour terminer, une représentation graphique de la distribution des résultats (mis à l'échelle) centrés et réduits des entreprises françaises cotées est tracé (Figure 8). Cette distribution fait apparaître des différences importantes avec les distributions de résultats simulés. Tout d'abord, les distributions de résultats simulés sont moins « lisses ». Cela s'explique par le

⁸ Ce logiciel, édité par la société Palisade, est depuis 2008 totalement intégré dans le logiciel @risk et n'est plus disponible séparément.

nombre d'observations plus réduit. Les distributions simulées sont nettement moins pointues, et cela s'explique par la forte discontinuité observée autour du résultat nul dans les résultats publiés, qui accentue la concentration (les distributions non centrées et réduites de la Figure 5 le confirment).

Figure 8 : Distribution des résultats (publiés) centrés et réduits



En noir : Distribution des résultats annuels publiés par les entreprises françaises, de 1992 à 2004, centrés et réduits (7737 observations).

En gris : Loi Normale de paramètres $N(0; 1)$

Le dernier constat est la forte dissymétrie des résultats simulés. Le sommet de la distribution est très nettement situé parmi les valeurs positives, alors qu'il tend à se confondre avec le zéro (donc avec la médiane qui a servi à centrer les distributions) dans le cadre des résultats publiés. Ce constat était inattendu dans le cadre de cette étude et mérite un développement. Tout se passe comme si, dans la réalité, le surnombre d'entreprises faiblement positives était le fruit de deux mécanismes d'évitement distincts : un évitement des résultats négatifs d'une part (qui conduit à constater la discontinuité au niveau du seuil du résultat nul), et un évitement des résultats supérieurs à la médiane (qui conduit à sous-estimer une performance lorsque celle-ci est bonne). L'étude confirme donc l'intuition que les entreprises constituent des matelas en période faste, et les utilisent lorsqu'elles traversent des périodes plus difficiles (Degeorge ; Patel et Zeckhauser, 1999).

CONCLUSION

En conclusion, l'étude est originale car elle présente pour la première fois une expérimentation de laboratoire pour analyser les pratiques de gestion du résultat pour atteindre un seuil.

Son résultat principal est de confirmer un postulat jusque là non démontré : les distributions de résultats non manipulés ne devraient pas présenter de discontinuité, et devraient présenter une allure lisse.

Le deuxième enseignement tiré de l'étude est de confirmer le fait que les distributions ne résultent pas de la loi Normale. La loi théorique de distribution est plus concentrée, et dissymétrique. Les lois Weibull (dissymétrique) et Logistique (concentrée) fournissent de meilleurs ajustements, même si ces ajustements demeurent imparfaits. Mais des limites méthodologiques propres à la modalité de mise en œuvre de l'expérimentation interdisent de généraliser ces résultats. La loi théorique de distribution des résultats annuels des entreprises reste à trouver.

LISTE DES FIGURES ET TABLEAUX

| | |
|---|----|
| Tableau 1 : Caractéristiques des parties constituant la base de donnée | 13 |
| Tableau 2 : Caractéristique des participants à l'expérimentation | 13 |
| Tableau 3 : Ajustement de la loi annuelle de distribution des résultats (simulation)..... | 23 |
| Figure 1 : Exemple de distribution lisse irrégulière | 4 |
| Figure 2 : Distribution des résultats publiés par les entreprises françaises | 7 |
| Figure 3 : Distribution des résultats mis à l'échelle par le Total Actif | 8 |
| Figure 4 : Distribution des résultats (simulation)..... | 17 |
| Figure 5 : Distribution des résultats publiés par les entreprises françaises, allemandes et britanniques..... | 19 |
| Figure 6 : Distribution des résultats (simulation) en retirant la première et dernière année de jeu..... | 20 |
| Figure 7 : Distribution des résultats (simulation) centrés et réduits..... | 22 |
| Figure 8 : Distribution des résultats (publiés) centrés et réduits | 24 |

BIBLIOGRAPHIE

- Beaver, W. H., McNichols, M. F. et Nelson, K. K. (2007). An Alternative Interpretation of the Discontinuity in Earnings Distributions. *Review of Accounting Studies* 12 (4): 525-556.
- Bisson, B., Dumontier, P. et Janin, R. (2004). Les entreprises non cotées manipulent-elles leurs résultats ? 3ème colloque international : gouvernance et juricomptabilité, Montréal.

- Breton, G. et Stolowy, H. (2003). La gestion des données comptables : une revue de la littérature. *Comptabilité - Contrôle - Audit* 9 (1): 125-152.
- Brown, L. D. (2001). A Temporal Analysis of Earnings Surprises: Profit versus Losses. *Journal of Accounting Research* 39 (2): 221-241.
- Brown, L. D. et Caylor, M. L. (2005). A Temporal Analysis of Earnings Management Thresholds: Propensities and Valuation Consequences. *The Accounting Review* 80 (2): 423-440.
- Burgstahler, D. et Dichev, I. (1997). Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24 (1): 99-126.
- Burgstahler, D., Hail, L. et Leuz, C. (2006). The Importance of Reporting Incentives: Earnings Management in European Private and Public Firms. *The Accounting Review* 81 (5): 983-1016.
- Burgstahler, D. C. et Eames, M. J. (2003). Earnings Management to Avoid Losses and Earnings Decrease: Are Analysts Fooled? *Contemporary Accounting Research* 20 (2): 253-294.
- Coppens, L. et Peek, E. (2005). An analysis of earnings management by European private firms. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 14 (1): 1-17.
- Das, S. et Zhang, H. (2003). Rounding-up in reported EPS, behavioral thresholds, and earnings management. *Journal of Accounting and Economics* 35 (1): 31-50.
- Daske, H., Gebhardt, G. et McLeay, S. (2006). The distribution of earning relative to targets in the European Union. *Accounting & Business Research* 36 (3): 137-168.
- Dechow, P. M., Richardson, S. A. et Tuna, I. (2003). Why Are Earnings Kinky? An Examination of the Earnings Management Explanation. *Review of Accounting Studies* 8 (2/3): 355-384.
- Degeorge, F., Patel, J. et Zeckhauser, R. (1999). Earnings Management to Exceed Thresholds. *The Journal of Business* 72 (1): 1-33.
- Durtschi, C. et Easton, P. (2005). Earnings Management ? The shapes of the Frequency Distributions of Earnings Metrics Are Not Evidence Ipso Facto. *Journal of Accounting Research* 43 (4): 557-593.
- Givoly, D. et Hayn, C. (2002). Rising Conservatism: Implications for Financial Analysis. *Financial Analysts Journal* 58 (1): 56-74.
- Glaum, M., Lichtblau, K. et Lindemann, J. (2004). The Extent of Earnings Management in the US & Germany. *Journal of International Accounting Research* 3 (2): 45-77.
- Graham, J. R., Harvey, C. R. et Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40 (1-3): 3-73.
- Hayn, C. (1995). The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics* 20 (2): 125-153.
- Healy, P. M. et Whalen, J. M. (1999). A Review of the Earnings Management Literature and its Implications for Standard Setting. *Accounting Horizons* 13 (4): 365-383.
- Holland, D. et Ramsey, A. (2003). Do Australian companies manage earnings to meet simple earnings benchmarks ? *Accounting and Finance* 43 41-62.
- Jeanjean, T. (1999). La théorie positive de la comptabilité : une revue des critiques. *Cahier 99-12 du CEREG ; Université Paris - Dauphine*

- Leuz, C., Nanda, D. et Wysocki, P. D. (2003). Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison. *Journal of Financial Economics* 69 (3): 505-527.
- Mard, Y. (2004). Les sociétés françaises cotées gèrent-elles leurs chiffres comptables afin d'éviter les pertes et les baisses de résultats ? *Comptabilité - Contrôle - Audit* 10 (2): 73-98.
- McNichols, M. F. (2003). Discussion of "Why are Earnings Kinky? An Examination of the Earnings Management Explanation". *Review of Accounting Studies* 8 (2-3): 385-391.
- Roychowdhury, S. (2006). Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3): 335-370.
- Vidal, O. (2008a). Gestion du résultat et seuils comptables : Impact des choix méthodologiques et proposition d'un instrument de mesure des irrégularités. Paris: Ecole des Hautes Etudes Commerciales de Paris.
- Vidal, O. (2008b). Gestion du résultat et seuils : les montants manipulés sont-ils marginaux ? Congrès de l'Association Francophone de Comptabilité, Cergy-Pontoise, France.
- Wang, Y., Chen, S. K., Lin, B.-X. et Wu, L. (2005). Detecting the Frequency and Magnitude of Earnings Management ; A Parametric Model and Empirical Analysis.